

Zum Einfluß einer verlängerten Ausbildungsphase auf den Prozeß der Familienbildung

Klein, Thomas

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
Verlag Barbara Budrich

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Klein, T. (1992). Zum Einfluß einer verlängerten Ausbildungsphase auf den Prozeß der Familienbildung. *Zeitschrift für Familienforschung*, 4(1), 5-21. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-293071>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-SA Lizenz (Namensnennung-Weitergabe unter gleichen Bedingungen) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-SA Licence (Attribution-ShareAlike). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0>

ZUM EINFLUß EINER VERLÄNGERTEN AUSBILDUNGSPHASE AUF DEN PROZEß DER FAMILIENBILDUNG

Thomas Klein

Zusammenfassung

Bildungseinflüsse auf Heirat und Familiengründung wurden traditionell nur unter dem Aspekt des Bildungsniveaus (der damit verbundenen Arbeitsmarktchancen, Wertorientierungen usw.) diskutiert. Erst in jüngerer Zeit ist in den Blick geraten, daß lange Ausbildung auch einen Aufschub der Familiengründung bewirkt. In dem vorliegenden Beitrag wird darüber hinaus auf einen dritten Bildungseffekt, einen mit der langen Ausbildung in Verbindung stehenden Nachholeffekt, hingewiesen. Dieser Nachholeffekt ist insbesondere bei Frauen empirisch nachzuweisen und führt dazu, daß der traditionelle Bildungseinfluß, der bei Frauen die Neigung zu Heirat und Familiengründung reduziert, nach der Ausbildung durch den Nachholeffekt zum Teil ausgeglichen wird.

Schlagworte: Bildung und Heiratsstreß, Einfluß einer verlängerten Ausbildungsphase auf den Prozeß der Familienbildung.

Abstract

Educational impacts on marriage and family foundation traditionally have been discussed solely with respect to the level of education (and related labour market opportunities, value orientation and so on). Recently, however, the emphasis has shifted to the duration of education, i.e. the postponement of family foundation caused by the length of education. This article, furthermore, highlights a third effect: the need to make up for marriage and family foundation after long education. This effect especially has proved true for women, weakening the traditionally discussed negative effect of high educational level on women's marriage rate.

Key words: education and marriage, impact of long education on family foundation.

1. Vorbemerkung

Seit mehr als zwei Jahrzehnten ist in der Bundesrepublik eine Verschiebung der Schwelle zum Erwachsenwerden zu beobachten. Diese Verschiebung betrifft sowohl den Eintritt in das Berufsleben wie nicht zuletzt die Familiengründung. Man kann diesen Aufschub, den die Übernahme von Erwachsenenrollen erfährt, auch als Verlängerung der Jugendphase begreifen - eine Verlängerung bis in ein Alter, das u.U. traditionell schon längst nicht mehr als Jugend bezeichnet wird.

Ein wesentlicher Bestandteil dieser Entwicklung ist der im Zuge der Bildungsexpansion längere Verbleib im Ausbildungssystem. Der vorliegende Beitrag untersucht unter Bezug auf verlängerte Ausbildungszeiten, inwieweit durch die angesprochene Entwicklung der Prozeß der Familienbildung unter Druck gerät und wie sich dieser Druck auswirkt: Üben die betroffenen, gut ausgebildeten Männer und Frauen einen Verzicht auf Familienbildung, auf Heirat und auf Kinder, oder führt spätes Erwachsenwerden zu einer Komprimierung der Familiengründungsphase in höherem Alter?

Anlaß für diese Fragestellung ist die Beobachtung, daß die Rate der Familiengründung mit zunehmendem Lebensalter nach einem Anstieg bis etwa Mitte 20 danach erneut abfällt. Zwar hat sich sowohl das Niveau dieser "Heiratsglocke" wie auch ihr Gipfel in starkem Maße als von sozioökonomischen Merkmalen abhängig erwiesen, dabei ist aber die typische Form der erst ansteigenden und dann erneut absinkenden Rate unverändert geblieben. In bezug auf den Kinderwunsch sind hierfür bei Frauen in mittlerem Lebensalter nicht zuletzt auch biologische Gründe verantwortlich. Als ein tragendes Element des absinkenden Kurvenverlaufs hat sich aber darüber hinaus vor allem eine Verengung des Heiratsmarkts mit zunehmendem Lebensalter als ausschlaggebend gezeigt (Klein 1991), in deren Folge z.B. auch die Wiederheirat nach Scheidung kaum mehr einen aufsteigenden Ast kennt (Klein 1990a). Es stellt sich dadurch die Frage, inwieweit eine Ausdehnung der Jugendphase mit der Familienbildung kollidiert.

Diese Frage wird nachfolgend unter Bezug auf die Dauer der Ausbildungszeit in theoretischer und in empirischer Hinsicht untersucht. Tragen lange Ausbildungszeiten zu einer Erhöhung der Ledigenquote und der Kinderlosenquote bei oder entsteht lediglich infolge des erhöhten Zeitdrucks ein Zwang zu baldiger Familiengründung nach Abschluß der Ausbildung? Was den empirischen Teil der vorliegenden Untersuchung betrifft, können die hier vorgestellten Ergebnisse gleichzeitig als Fortführung und als Auflösung der Kontroverse um die Bedeutung des 'Klassischen' Bildungsniveaueinflusses gegenüber dem Institutioneneffekt der Ausbildung auf die Familiengründung interpretiert werden (vgl. Blossfeld und Jaenichen 1990; Blossfeld und Huinink 1989 versus Brüderl und Klein 1991).

2. Traditionelle Theorien zum Zusammenhang zwischen Bildungsniveau und Familiengründung

Einflüsse des Bildungsniveaus auf die Familiengründung werden vor dem Hintergrund unterschiedlicher Theorieansätze diskutiert, die nur einen geringen Bezug zu den biographischen Fragestellungen zeigen, die es bei der Erklärung des Aufschubs der Familiengründung zu beantworten gilt. Sie seien deshalb nur kurz angerissen (vgl. zum Überblick auch Huinink 1990).

Familienökonomische Theorien zur Heiratsneigung lassen sich kurzgesagt dahingehend zusammenfassen, daß Frauen mit geringer Bildung auch aus Gründen der Existenzsicherung zu einer frühen Heirat neigen. Dabei ist für Frauen mit geringer Bildung die Heirat oft genug der leichteste Weg aus dem Elternhaus. Analoge Überlegungen führen dazu, für Männer den umgekehrten Zusammenhang zu postulieren, wonach die Heiratschancen von Männern mit dem Bildungsniveau steigen.

Aufgrund familiensoziologischer Überlegungen läßt sich für Frauen ebenfalls ein negativer Zusammenhang zwischen Bildungsniveau und Heiratsneigung folgern, wenn besser gebildete Frauen weniger auf die traditionelle Hausfrauenrolle in der Ehe hin orientiert sind. Der Einfluß des Bildungsniveaus auf die Wert- und Rollenorientierung liegt zum Teil in der schulischen Sozialisation begründet. Dabei lassen einerseits unterschiedliche Sozialisationsinhalte der verschiedenen Schultypen eine bildungsniveauabhängige Variation auch der familienbezogenen Wertorientierungen vermuten. Andererseits beeinflusst die Dauer des Schulbesuchs auch die Intensität der schulischen Sozialisation, die

eher in Richtung von Eigenständigkeit geht.

Die skizzierten Zusammenhänge werden allerdings dadurch modifiziert, daß Heirat häufig mit Familiengründung, d.h. mit Kindern einhergeht. Hohes Bildungsniveau trägt bei Frauen zusätzlich dazu bei, daß Kinder nicht mehr als Selbstverständlichkeit, sondern aufgrund bewußter Entscheidung geboren werden. Von der familienökonomischen Theorie werden in dieser Hinsicht vor allem die Kosten von Kindern thematisiert. Kinder verursachen einerseits direkte Kosten (für Ernährung, Kleidung, Ausbildung usw.) und andererseits sogenannte Opportunitätskosten, womit der entgangene Nutzen und das entgangene Einkommen aus alternativer Zeitverwendung bezeichnet werden.

Was die direkten Kosten betrifft, wird der positive Einfluß hohen Bildungsniveaus (des Mannes) auf die Familiengründung noch verstärkt (Einkommenseffekt). Ohne auf Einzelheiten einzugehen, ist trotz vieler berechtigter Einwände gegen die methodische Gleichbehandlung von Kindern und Konsumgütern kaum von der Hand zu weisen, daß für Kinder zahlreiche Ausgaben getätigt und Einkommenseinbußen in Kauf genommen werden müssen, die nicht länger für Konsumausgaben zur Verfügung stehen. Eine gewisse Konkurrenz zwischen Kindern und Konsum steht insofern außer Zweifel.

Unter die Opportunitätskosten von Kindern fällt andererseits der durch die Kinderbetreuung entgangene Nutzen alternativer Freizeitbetätigung, wobei häufig mit steigendem Bildungsniveau wachsende Ansprüche an die Freizeit unterstellt werden. Dies wirkt bei Männern dem erstskizzierten, positiven Bildungseffekt entgegen, während der negative Bildungseffekt bei Frauen noch verstärkt wird. Darüber hinaus zählt zu den Opportunitätskosten insbesondere das durch die Kinderbetreuung entgangene Einkommen aus einer Erwerbstätigkeit der Betreuungsperson, meist der Frau, was für Frauen in noch stärkerem Maße einen negativen Bildungseffekt erwarten läßt.

Faßt man die mit traditionellen Theorien begründeten Hypothesen zusammen, so folgt für Frauen ein negativer Bildungsniveaueinfluß auf die Heiratsneigung und erst Recht auf den Kinderwunsch. Bei Männern lassen hingegen gegensätzliche Wirkungen keine eindeutige Folgerung zu.

3. Bildung und Heiratsstreß: Theoretische Überlegungen zur "Tor-schlußpanik"

Die insoweit kurz umrissenen, traditionellen Theorieansätze sind alle als statisch zu bezeichnen, was heißt, daß zeitliche Aspekte des Lebensverlaufs ausgespart bleiben. Theoretische Überlegungen zu einer zeitlichen Bedrängnis, in die evtl. die Familiengründung infolge langer Ausbildungszeiten kommt, bedürfen hingegen einer dynamischen Perspektive, die eine Begründung erlaubt, warum sich eine Familiengründung durch Ausbildung verzögert und warum u.U. nach hinten die Zeit knapp werden könnte.

3.1 Zum Aufschub der Familiengründung infolge von Ausbildung

Betrachtet man zunächst die Frage nach einem Verzögerungseffekt der Ausbildung für die Familiengründung läßt sich ein erstaunliches Mißverhältnis zwischen empirischer Erkenntnis und Theorieentwicklung feststellen: Während eine Verzögerung der Familiengründung bei den Gebildeten empirisch als abgesichert verbucht werden kann (vgl. insbesondere Klein 1989a; 1989b; Blossfeld und Huinink 1989; Blossfeld und Jaenichen 1990; Brüderl und Klein 1991), steht eine theoretisch ausgereifte Begründung bislang noch aus.

Klein (1989a) greift zur Erklärung auf arbeitsmarkttheoretische Erkenntnisse zurück, wonach vor allem im oberen Bildungsbereich die beruflichen Entwicklungsmöglichkeiten in vergleichsweise festgefügtten Erwerbslaufbahnen verlaufen (vgl. zum Überblick Müller 1985). Blossfeld (1985) hat in diesem Zusammenhang nachgewiesen, daß der Berufsstart für die spätere Karriere von großer Bedeutung ist. Es ist daher anzunehmen, daß gerade besser gebildete Frauen die Karrierenachteile, die mit einer Erwerbsunterbrechung verbunden sind, weniger in der besonders kritischen Berufseinstiegsphase als erst nach einer beruflichen Konsolidierungsphase in Kauf nehmen (Klein, 1989a, S. 490). Demgegenüber weisen Blossfeld und Huinink (1989), Blossfeld und Jaenichen (1990) und Brüderl und Klein (1991) für Frauen einen ausgeprägten heirats- und geburtenratensenkenden Einfluß des Verbleibs in Ausbildung nach. Während der Ausbildungszeit neigen Frauen nur in geringerem Maße zur Heirat und/oder zur Geburt eines ersten Kindes. Brüderl und Klein (1991) bringen diesen Institutioneneffekt der Ausbildung mit "dem verzögerten Auszug aus dem Elternhaus und einer entsprechenden Verzögerung der Übernahme von Erwachsenenrollen" in Verbindung. Was die Geburt eines Kindes betrifft, läßt

sich ergänzend auf eine u.U. geringe Vereinbarkeit zwischen Ausbildung und Kinderbetreuung hinweisen.

Es stellt sich allerdings in diesem Zusammenhang auch die Frage nach der Kausalität: Inwieweit wird die Neigung zur Heirat und zur Mutterschaft durch aktuelle Ausbildung reduziert und inwieweit besteht umgekehrt die Tendenz, eine Ausbildung bei bevorstehender Heirat oder Mutterschaft abzubrechen? Die genannten, empirischen Untersuchungen sind von diesem Problem in ihrer Vorgehensweise in besonderem Maße betroffen (vgl. die Ausführungen bei Brüderl und Klein 1991). Von dieser Problematik unbelastet wäre allerdings ein Institutionseffekt bei Männern, der sich überdies mit einer während der Ausbildung noch nicht realisierten Existenzsicherung begründen läßt.

3.2 Der Torschluß

Was macht nun den Torschluß aus: Warum bringt u.U. eine verlängerte Ausbildungszeit die Familiengründung in zeitliche Bedrängnis?

Diese Bedrängnis steht mit einer längerfristig abnehmenden Heiratsneigung in Verbindung. Wohlbekannt ist der mit zunehmendem Alter zunächst ansteigende und dann wieder abfallende, glockenförmige Verlauf der Heiratsrate. Dieser Verlauf wird durch sozio-ökonomische Einflußfaktoren im Niveau und/oder im Modalwert modifiziert, aber nicht grundsätzlich in der Gestalt verändert. Die beschriebene Altersabhängigkeit findet in der Literatur zumindestens dreierlei Erklärungen:

Eine weit verbreitete, normative Erklärung rekuriert auf Altersnormen für Heirat und Familiengründung (Modell et al. 1976; Anderson 1984; Dixon 1971; Elder 1975; Neugarten et al. 1965 und andere). Diese können in der Erwartung bestehen, verheiratet zu sein, die ab einem bestimmten Alter an den Einzelnen herangetragen wird, aber auch in Sanktionen, die mit zunehmendem Alter an den Familienstand geknüpft werden. Veränderungen des Heiratsalters lassen sich im Rahmen dieses normativen Ansatzes mit veränderten Wertvorstellungen in Verbindung bringen. Auch der Einfluß anderweitiger Variablen kann mit normativen Unterschieden in verschiedenen Sozialgruppen erklärt werden. Ein Problem dieses Ansatzes besteht allerdings in der geringen empirischen Verifizierbarkeit, die darin begründet ist, daß sich Normorientierungen und daraus resultierende Verhaltensweisen kaum unabhängig voneinander messen lassen. Darüber hinaus ist eine normative Erklärung von vornherein auf den aufsteigen-

den Ast der Heiratsglocke beschränkt, während sich der absteigende Ast kaum normativ begründen läßt!

Demgegenüber bezieht sich eine mehr biologische Erklärung auf die Entwicklung der körperlichen Reife und der Fruchtbarkeit. Diese Erklärung ist jedoch auf die Eingrenzung des Heiratsalters in die biologische Reproduktionszeit reduziert, wohingegen vergleichsweise geringe Veränderungen innerhalb des 30-Jahres-Zeitraums der biologischen Fruchtbarkeit und soziale Unterschiede des Heiratsalters kaum mit der biologischen Empfängnisfähigkeit in Verbindung gebracht werden können. Eine interessante und etwas plausiblere Variation des biologischen Ansatzes von Coleman (1984) rückt die biologische Altersabhängigkeit des sexuellen Marktwerts auf dem Heiratsmarkt in den Mittelpunkt, trägt aber ebenfalls nur wenig zur Erklärung sozialer Unterschiede bei.

Eine dritte Erklärung der Heiratsglocke resultiert aus der Analyse des Verheiratungsprozesses unter Heiratsmarktaspekten. Dieser Ansatz fußt auf der Interpretation des Verheiratungsprozesses als Suchprozeß und ist vor allem geeignet, den absinkenden Ast der Heiratsglocke mit einem zurückgehenden Angebot potentieller, d.h. nicht verheirateter Ehepartner zu erklären (z.B. Goldman et al. 1984): Mit zunehmendem Alter sind immer mehr potentielle Partner selbst verheiratet.

Was die bloße Existenz der Zeitnot betrifft, in die der Familienbildungsprozeß durch lange Ausbildung gerät, mag dahingestellt bleiben, auf welche Weise die längerfristig absinkende Heiratsrate zu erklären ist. Was jedoch Geschlechtsunterschiede wie auch Unterschiede zwischen Heirat und Mutterschaft betrifft, ergeben sich aus den theoretischen Überlegungen zur Heiratsglocke unterschiedliche Folgerungen. Ausgehend von den skizzierten, biosozialen Überlegungen haben Frauen mit guter Ausbildung sicher größeren Anlaß zur "Torschlußpanik" als Männer, und zwar, was Elternschaft betrifft, noch stärker als in bezug auf die Heirat. Aufgrund von heiratsmarkttheoretischen Überlegungen ist hingegen kein wesentlicher Geschlechtsunterschied zu erwarten. Ein gewisser Geschlechtsunterschied der "Torschlußpanik" hängt unter Heiratsmarktgesichtspunkten allenfalls davon ab, wie sich die (für Männer und Frauen sicherlich unterschiedlichen) heiratsmarktrelevanten Merkmale mit dem Alter verändern. In diesem Sinne profitieren u.U. Männer gerade von einer abgeschlossenen guten Ausbildung auch auf dem Heiratsmarkt, so daß sie in geringere Bedrängnis geraten als Frauen, bei denen Coleman (1984) stärker auch einen

sexuellen Marktwert für relevant hält.

4. Daten und Methode

Die nachfolgend berichteten Untersuchungsergebnisse beruhen auf einer Sekundärauswertung der Familienbiographie des Sozioökonomischen Panels (Hanfefeld 1987; Rendtel 1988). Die Analyse geht von knapp 4000 Frauen und etwa gleich vielen Männern deutscher Staatsangehörigkeit aus, die nach 1930 geboren sind. Die Auswahl beruht auf den Personen, die in der 2. Welle des Sozioökonomischen Panels (im Jahr 1985) retrospektiv zur Familienbiographie befragt werden. Die biographischen Angaben sind für die vorliegende Auswertung anhand der weiteren Wellen bis Ende 1987 ergänzt. Die familienbiographischen Angaben des Sozioökonomischen Panels haben sich bereits in zahlreichen Analysen als zuverlässig erwiesen (Klein 1989a; 1989b; 1990a; 1990b; 1990c; Diekmann und Klein 1991a, 1991b; Brüderl und Klein 1991).

Die Analyse der zeitlichen Bedrängnis, in die der Familienbildungsprozeß infolge langer Ausbildung kommt, erfolgt im Kontext eines Exponentialmodells, in dem die Heiratsrate (bzw. die Geburtenrate für das erste Kind)

$$(1) \quad r(t) = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} \quad ; \quad \text{beginnend mit Alter} = 16 \text{ Jahre}$$

log-linear in Abhängigkeit von Kovariate x_i erklärt wird:

$$(2) \quad r = \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n)$$

Um dem glockenförmigen Verlauf der Heiratsrate gerecht zu werden, wurden in Modell (2) entsprechend einer Idee von Blossfeld und Huinink (1989) zwei Kovariate zeitabhängig auf die folgende Weise modelliert:

$$(3) \quad x_1 = \ln(\text{Alter} - 16)$$

$$(4) \quad x_2 = \ln(46 - \text{Alter}).$$

Aus der multiplikativen Verknüpfung beider Kovariate in Modell (2) resultiert ein glockenförmiger Ratenverlauf. Insoweit wie x_2 durch einen größeren Regressionskoeffizienten größeres Gewicht erhält, wird die Kurve links-steil und umgekehrt.

Die Modellierung des aktuellen Bildungsniveaus erfolgt alternativ mit der Zahl der Ausbildungsjahre, die notwendig sind, um das aktuelle Bildungsniveau zu

erlangen, und mit korrespondierenden Dummy-Variablen (vgl. Vorspalte von Tabelle 1). Für die ebenfalls zeitabhängige Variable des Verweilens im Bildungssystem (Institutioneneffekt) wurde eine 0/1-kodierte Dummy-Variable gebildet. Was das aktuelle Bildungsniveau in Ausbildungsjahren in Verbindung mit dem Institutioneneffekt angeht, entspricht das Modell weitgehend einer früheren Modellierung von Blossfeld und Jaenichen (1990), mit dem zunächst unscheinbar anmutenden Unterschied allerdings, daß der Institutioneneffekt für den Abschluß der Ausbildung den Wert 1 annimmt.

Der letztgenannte Unterschied ist wichtig, was die Modellierung der Zeitnot betrifft, in die der Familienbildungsprozeß infolge langer Ausbildung gerät. Hierbei ist anzunehmen, daß die ausbildungsbedingte Zeitnot nicht allmählich entsprechend dem Zeitablauf wirksam wird, sondern erst nach Abschluß der Ausbildung: Dies entspricht zum einen früheren Ergebnissen, wonach die Familiengründungsrate während der Ausbildung gering ist, d.h. dem Institutioneneffekt. Zum anderen geht i.d.R. mit dem Besuch einer Ausbildungsinstitution eine Lebensplanung mit aufgeschobener Familiengründung (zumindest bis zum Abschluß der Ausbildung) einher. Hinzu kommt ferner, daß das Ende der Ausbildung mit dem Eintritt in das Erwerbsleben gleichgesetzt werden kann. Dieser Lebensenseinschnitt ist häufig mit dem Auszug aus dem Elternhaus und mit der Übernahme typischer Erwachsenenrollen verbunden, und eröffnet oft zum ersten Mal den Blick auf Familiengründung.

Aufgrund der angeführten Überlegungen erscheint es sinnvoll, die zeitliche Bedrängnis infolge langer Ausbildung mit der Dauer zu operationalisieren, die nach Ausbildungsende rückblickend im Bildungssystem verbracht wurde, das allmähliche Anwachsen der Zeitnot während der Ausbildung aber zu vernachlässigen. Je länger die Ausbildungsdauer, um so kürzer ist anschließend die noch verbleibende Zeit, wenn man sich den absinkenden Ast der Heiratsglocke vor Augen hält. Diese hier vorgeschlagene Modellierung des "Heiratsstreß" läßt sich bei der beschriebenen Kodierung und Polung des Institutioneneffekts auch als Interaktionseffekt zwischen dem aktuellen Bildungsniveau (in Jahren) und dem Institutioneneffekt begreifen.

5. Ergebnisse

Tabelle 1 enthält zunächst die Ergebnisse für den Verheiraturungsprozeß bei Frauen. Die wiedergegebenen Werte können als relative Heiratsrate (in Relation

zur Referenzkategorie bzw. der um den Wert 1 verringerten Variablenausprägung) interpretiert werden. Werte größer als 1 geben einen ratenerhöhenden Einfluß wieder, Raten kleiner als 1 einen ratensenkenden Einfluß. Häufig ist in bezug auf die wiedergegebenen Werte auch von α -Effekten bzw. von "Relativen Risiken" die Rede.

Die Tabelle zeigt zunächst in allen Modellen einen weit größeren Wert für den zweiten Zeitparameter, woraus ein deutlich links-steiler Ratenverlauf resultiert. Desweiteren sind aus den Modellen (2) bis (6) deutlich Kohorteneffekte zu entnehmen, die die U-förmige historische Entwicklung des Heiratsalters beschreiben: Die Vorverlagerung der Heirat im Lebensverlauf bis zu den Geburtenjahrgängen 1946-50 (verbunden mit einem Anstieg der Heiratsrate) und die spätere Rückverlagerung (verbunden mit absinkenden Raten in Relation zur Kohorte 1931-35).

Im Modell (3) von Tabelle 1 ist zusätzlich der in traditionellen Theorien ausschließlich thematisierte Einfluß des Bildungsniveaus untersucht, gemessen in Ausbildungsjahren. Der Wert von 0,92 besagt, daß jedes zusätzliche Ausbildungsjahr, das zum Erwerb des aktuellen Bildungsniveaus notwendig ist, zu einer Reduktion der Heiratsrate um 8% führt. Aus Modell (4) geht hervor, daß ein Teil des Bildungsniveaueffekts auf den Institutioneneffekt zurückgeht: Nach Beendigung der Ausbildung steigt die Heiratsrate auf mehr als das 2fache an. Zu betonen ist, daß aber auch der Bildungsniveaueffekt nach wie vor signifikant auf die Heiratsrate drückt, womit erneut die Gültigkeit eingangs skizzierter, familiensoziologischer und familienökonomischer Theorien bestätigt wird, die jüngst in Zweifel gezogen worden waren (vgl. Blossfeld und Huinink 1989; Blossfeld und Jaenichen 1990 versus Brüderl und Klein 1991).

Von besonderem Interesse sind die Modelle (5) und (6) in Tabelle 1, in die auch die ausbildungsdauerbedingte Zeitnot aufgenommen ist. Aus Modell (5) geht hervor, daß jedes Jahr, um das der Familienbildungsprozeß durch lange Ausbildung in Bedrängnis gerät, die anschließende Heiratsrate um 7% erhöht! Gleichzeitig verliert der Institutioneneffekt an Signifikanz. Hohes Bildungsniveau hat somit bei Frauen entgegengerichtete Wirkungen auf die Heiratsrate: Einerseits vermindert ein hohes Bildungsniveau die Heiratsrate, was sich im Sinne traditioneller Theorien interpretieren läßt (vgl. Punkt 2). Andererseits verursacht aber eine damit verbundene lange Ausbildungsdauer eine gewisse Zeitnot, verbunden mit einem Nachholeffekt, der den Bildungsniveaueffekt zum Teil auf-

Tabelle 1: Die relative Heiratsrate von Frauen in Abhängigkeit vom Geburtsjahrgang und von verschiedenen Bildungseinflüssen (α -Effekte im Exponential-Modell)

| Variable | Modell | | | | | |
|--|--------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ln (Alter-16) | 2,24** | 2,28** | 2,31** | 2,13** | 2,21** | 2,29** |
| ln (46-Alter) | 8,17** | 10,48** | 9,27** | 8,58** | 9,55** | 10,15** |
| Geburtsjahrgang 1936-40 | | 1,13 | 1,17 ⁺ | 1,14 ⁺ | 1,14 ⁺ | 1,13 |
| Geburtsjahrgang 1941-45 | | 1,01 | 1,08 | 1,07 | 1,08 | 1,07 |
| Geburtsjahrgang 1946-50 | | 1,16 ⁺ | 1,29** | 1,30** | 1,32** | 1,28** |
| Geburtsjahrgang 1951-55 | | 0,90 | 0,99 | 0,99 | 0,99 | 1,00 |
| Geburtsjahrgang 1956-60 | | 0,70** | 0,78** | 0,78** | 0,78** | 0,83 ⁺ |
| Geburtsjahrgang 1961 ⁺ | | 0,42** | 0,45** | 0,43** | 0,43** | 0,49** |
| Aktuelles Bildungsniveau ¹⁾ | | | 0,92** | 0,95** | 0,88** | |
| akt. Mittlere Reife (10 J.) ²⁾ | | | | | | 0,63** |
| akt. Hauptsch. m. BA (11 J.) ²⁾ | | | | | | 0,94 |
| akt. Mittlere R. m. BA (12 J.) ²⁾ | | | | | | 0,65** |
| akt. Abitur (13 J.) ²⁾ | | | | | | 0,43** |
| akt. Fachhochschule (17 J.) ²⁾ | | | | | | 0,60 ⁺ |
| akt. Universität (19 J.) ²⁾ | | | | | | 0,36** |
| Ausbildung abgeschlossen | | | | 2,04** | 1,20 | 1,12 |
| Ausbildungsdauer ³⁾ | | | | | 1,07** | 1,05** |
| Konstante ('1000) | 0,49** | 0,25** | 0,88** | 0,94** | 0,66** | 0,19** |
| Anzahl der Episoden | 19097 | 19097 | 19097 | 19097 | 19097 | 19097 |
| Prozent Zensurierungen | 89,2 | 89,2 | 89,2 | 89,2 | 89,2 | 89,2 |
| Chi ² | | 186,9 | 238,7 | 288,6 | 307,7 | 353,7 |
| Freiheitsgrade | | 8 | 9 | 10 | 11 | 16 |

Geburtsjahrgänge 1931-68

** = auf dem 0,01-Niveau signifikant, * = auf dem 0,05-Niveau signifikant

⁺ = schwach signifikant auf dem 0,10-Niveau

¹⁾ In Ausbildungsjahren bis zum aktuellen Bildungsabschluß

²⁾ Dummy-Variable mit Referenzkategorie: maximal Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung (= 9 Ausbildungsjahre)

³⁾ nach Abschluß der Ausbildung im Bildungssystem verbrachte Jahre. Dieser Effekt kann auch als Interaktionseffekt zwischen dem aktuellen Bildungsniveau (in Jahren) und dem Institutioneneffekt interpretiert werden.

Quelle: Sozioökonomisches Panel, Wellen 1 - 5, eigene Berechnungen

hebt.

Dieses heiratsmarktbezogene Ergebnis scheint mir im übrigen der Schlüssel zu der schon erwähnten Kontroverse um den Bildungsniveaueffekt: Berücksichtigt man nur den Bildungsniveaueinfluß und operationalisiert man diesen noch obendrein mit der dazu notwendigen Ausbildungsdauer, so werden Zeitnot und Bildungsniveaueinflüsse miteinander vermischt. Dieser Mischeffekt hat sich unter seltenen Randbedingungen zum Teil als nicht signifikant oder - in bezug auf Mutterschaft - sogar als positiv erwiesen. Berücksichtigt man hingegen die Zeitnot gesondert, so tritt der (negative) Niveaueffekt sogar noch deutlicher hervor!

Modell (6) (Tabelle 1) zeigt hierbei, daß sich der Einfluß des Bildungsniveaus keineswegs geradlinig an der Ausbildungsdauer orientiert. Bildungs-Dummies sind im übrigen in Verbindung mit der Modellierung der Zeitnot bei weitem am besten geeignet den historischen Rückgang der Heiratsrate von Frauen, wie er sich in den Kohorteneffekten widerspiegelt, zu erklären.

In Tabelle 2 sind die entsprechenden Ergebnisse für Männer enthalten. Auch für Männer ist die Heiratsrate stark links-steil und es findet von Kohorte zu Kohorte ein kontinuierlicher Rückgang der Heiratsrate statt, der aber mit den verschiedenen Bildungseffekten fast nicht erklärt werden kann.

Der klassische Bildungsniveaueffekt ist im übrigen schwächer als bei Frauen, da bei Männern der mit dem Bildungsniveau verknüpfte Einkommenseffekt stärker gegensteuert, während Opportunitätskosten entfallen. Dennoch verringert tendenziell auch bei Männern hohes Bildungsniveau die Heiratsrate (wenngleich schwächer als bei Frauen), was mit Konsumansprüchen an die Freizeit begründet werden kann (vgl. Punkt 2). Demgegenüber ist der Institutioneneffekt bei Männern ausgeprägter als bei Frauen und bleibt durch alle Modelle bedeutsam, was auf die während der Ausbildung noch fehlende Existenzsicherung zurückgeht.

Was schließlich die Frage betrifft, ob nach langer Ausbildung eine zeitliche Komprimierung des Familienbildungsprozesses stattfindet, so bestätigt sich die Vermutung eines bei Männern geringeren Nachholeffekts. Es muß hier dahingestellt bleiben, ob sich der Nachholbedarf bei Männern aus biosozialen Gründen über einen längeren Zeitraum verteilen kann oder aus einer geringeren

Tabelle 2: Die relative Heiratsrate von Männern in Abhängigkeit vom Geburtsjahrgang und von verschiedenen Bildungseinflüssen
(α -Effekte im Exponential-Modell)

| Variable | Modell | | | | | |
|--|---------|-------------------|---------|---------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ln (Alter-16) | 6,50** | 6,31** | 6,60** | 6,08** | 6,08** | 6,13** |
| ln (46-Alter) | 15,41** | 19,34** | 19,29** | 19,99** | 19,94** | 20,19** |
| Geburtsjahrgang 1936-40 | | 1,02 | 1,02 | 1,03 | 1,03 | 1,02 |
| Geburtsjahrgang 1941-45 | | 0,86 ⁺ | 0,89 | 0,92 | 0,92 | 0,91 |
| Geburtsjahrgang 1946-50 | | 0,86 ⁺ | 0,88 | 0,90 | 0,90 | 0,90 |
| Geburtsjahrgang 1951-55 | | 0,74** | 0,75** | 0,76** | 0,76** | 0,79** |
| Geburtsjahrgang 1956-60 | | 0,52** | 0,53** | 0,53** | 0,53** | 0,58** |
| Geburtsjahrgang 1961 ⁺ | | 0,20** | 0,20** | 0,19** | 0,19** | 0,22** |
| Aktuelles Bildungsniveau ¹⁾ | | | 0,95** | 0,97** | 0,93** | |
| akt. Mittlere Reife (10 J.) ²⁾ | | | | | | 0,62 ⁺ |
| akt. Hauptsch. m. BA (11 J.) ²⁾ | | | | | | 1,00 |
| akt. Mittlere R. m. BA (12 J.) ²⁾ | | | | | | 0,90 |
| akt. Abitur (13 J.) ²⁾ | | | | | | 0,49** |
| akt. Fachhochschule (17 J.) ²⁾ | | | | | | 1,02 |
| akt. Universität (19 J.) ²⁾ | | | | | | 0,78 |
| Ausbildung abgeschlossen | | | | 2,22** | 1,47 ⁺ | 1,52 ⁺ |
| Ausbildungsdauer ³⁾ | | | | | 1,04 ⁺ | 0,99 |
| Konstante (*1000) | 0,006** | 0,004** | 0,007** | 0,006** | 0,006** | 0,005** |
| Anzahl der Episoden | 24099 | 24099 | 24099 | 24099 | 24099 | 24099 |
| Prozent Zensierungen | 92,7 | 92,7 | 92,7 | 92,7 | 92,7 | 92,7 |
| Chi ² | | 252,0 | 275,7 | 328,0 | 332,9 | 363,1 |
| Freiheitsgrade | | 8 | 9 | 10 | 11 | 16 |

Geburtsjahrgänge 1931-68

** = auf dem 0,01-Niveau signifikant, * = auf dem 0,05-Niveau signifikant

⁺ = schwach signifikant auf dem 0,10-Niveau

¹⁾ ln Ausbildungsjahren bis zum aktuellen Bildungsabschluß

²⁾ Dummy-Variable mit Referenzkategorie: maximal Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung (= 9 Ausbildungsjahre)

³⁾ nach Abschluß der Ausbildung im Bildungssystem verbrachte Jahre. Dieser Effekt kann auch als Interaktionseffekt zwischen dem aktuellen Bildungsniveau (in Jahren) und dem Institutioneneffekt interpretiert werden.

Quelle: Sozioökonomisches Panel, Wellen 1 - 5, eigene Berechnungen

Tabelle 3: Das relative Risiko für die Geburt des ersten Kindes in Abhängigkeit vom Geburtsjahrgang und von Bildungseinflüssen (α -Effekte im Exponential-Modell)

| Variable | Modell | | | | | |
|--|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| ln (Alter -16) | 1,89** | 1,87** | 1,94** | 1,73** | 1,76** | 1,78** |
| ln (46-Alter) | 1,27* | 1,31* | 1,29* | 1,18 | 1,21* | 1,23* |
| Geburtsjahrgang 1936-40 | | 1,10 | 1,14 | 1,12 | 1,12 | 1,12 |
| Geburtsjahrgang 1941-45 | | 0,81* | 0,88 | 0,87 | 0,88 | 0,90 |
| Geburtsjahrgang 1946-50 | | 0,89 | 1,02 | 1,03 | 1,03 | 1,02 |
| Geburtsjahrgang 1951-55 | | 0,71** | 0,80** | 0,81* | 0,81* | 0,83* |
| Geburtsjahrgang 1956-60 | | 0,71** | 0,81* | 0,81* | 0,81* | 0,87 |
| Geburtsjahrgang 1961 ⁺ | | 0,54** | 0,57** | 0,55** | 0,55** | 0,63** |
| Aktuelles Bildungsniveau ¹⁾ | | | 0,91** | 0,93** | 0,85** | |
| akt. Mittlere Reife (10 J.) ²⁾ | | | | | | 0,58** |
| akt. Hauptsch. m. BA (11 J.) ²⁾ | | | | | | 0,79** |
| akt. Mittlere R. m. BA (12 J.) ²⁾ | | | | | | 0,57** |
| akt. Abitur (13 J.) ²⁾ | | | | | | 0,34** |
| akt. Fachhochschule (17 J.) ²⁾ | | | | | | 0,39** |
| akt. Universität (19 J.) ²⁾ | | | | | | 0,28** |
| Ausbildung abgeschlossen | | | | 3,67** | 1,98** | 1,92* |
| Ausbildungsdauer ³⁾ | | | | | 1,10** | 1,07** |
| Konstante (*1000) | 0,016** | 0,018** | 0,049** | 0,062** | 0,056** | 0,015** |
| Anzahl der Episoden | 23149 | 23149 | 23149 | 23149 | 23149 | 23149 |
| Prozent Zensierungen | 91,3 | 91,3 | 91,3 | 91,3 | 91,3 | 91,3 |
| Chi ² | | 84,1 | 157,0 | 237,3 | 250,0 | 290,3 |
| Freiheitsgrade | | 8 | 9 | 10 | 11 | 16 |

Geburtsjahrgänge 1931-68

** = auf dem 0,01-Niveau signifikant, * = auf dem 0,05-Niveau signifikant

+ = schwach signifikant auf dem 0,10-Niveau

1) In Ausbildungsjahren bis zum aktuellen Bildungsabschluß

2) Dummy-Variable mit Referenzkategorie: maximal Hauptschulabschluß ohne Berufsausbildung (= 9 Ausbildungsjahre)

3) nach Abschluß der Ausbildung im Bildungssystem verbrachte Jahre. Dieser Effekt kann auch als Interaktionseffekt zwischen dem aktuellen Bildungsniveau (in Jahren) und dem Institutioneneffekt interpretiert werden.

Quelle: Sozioökonomisches Panel, Wellen 1 - 5, eigene Berechnungen

altersbezogenen Verschlechterung der Heiratschance gebildeter Männer erklärt (vgl. Punkt 3.2). Denkbar ist aber auch, daß bei Männern eine ausbildungsbedingte Verzögerung der Heirat zu einer Erhöhung der Ledigenquote führt (statt zu einem Nachholeffekt), zumal Männer auf dem Heiratsmarkt ohnehin benachteiligt sind (Klein 1991; Jürgens und Pohl 1985). Weiterführende (hier nicht wiedergegebene) Analysen lassen allerdings nicht ausgeschlossen erscheinen, daß die bei Männern wichtigeren längerfristigen Aspekte durch die zeitliche Begrenzung des Modells auf das Alter bis 46 Jahre lediglich ausgeblendet werden.

Was die Geburt von Kindern betrifft (Tabelle 3), ist der traditionelle Bildungsniveaueffekt für Frauen noch ausgeprägter als in bezug auf die Heirat; dies ist mit der großen Bedeutung von Opportunitätskosten und anderer Arbeitsmarktfaktoren zu erklären. Desweiteren ist auch der Institutioneneffekt besonders groß, verstärkt vor allem durch die u.U. geringe Vereinbarkeit einer weiteren Ausbildung mit Kindern. Desweiteren ist in bezug auf Elternschaft bei Frauen infolge langer Ausbildung aus biologischen Gründen der Empfängnisfähigkeit ein besonders komprimierter Nachholeffekt festzustellen (Tabelle 3).

6. Diskussion

Der Beitrag hat gezeigt, daß infolge langer Ausbildung ein Aufschub der Familiengründung stattfindet, der aber nur von Frauen zum Teil komprimiert nachgeholt wird. Die Ergebnisse des Beitrags korrigieren im übrigen endgültig einen Irrtum in früheren, ähnlich angelegten Untersuchungen, die auf der Basis einer Vermengung des Bildungsniveaueffekts mit dem Nachholeffekt vorschnell ein Versagen traditioneller familiensoziologischer und familienökonomischer Theorien folgern.

LITERATUR

- Anderson, M. (1984). The social position of spinsters in Mid-Victorian Britain. *Journal of Family History*, 377-393.
- Blossfeld, H.-P. (1985). Berufseintritt und Berufsverlauf. Eine Kohortenanalyse über die Bedeutung des ersten Berufs in der Erwerbsbiographie. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 177-197.
- Blossfeld, H.-P. & Huinink, J. (1989). Die Verbesserung der Bildungs- und Berufschancen von Frauen und ihr Einfluß auf den Prozeß der Familienbildung. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 383-404.
- Blossfeld, H.-P. & Jaenichen, U. (1991). Bildungsexpansion und Familienbildung. Wie wirkt sich die Höherqualifikation der Frauen auf ihre Neigung zu heiraten und Kinder zu bekommen aus? *Soziale Welt*, 1, (in Druck).
- Brüderl, J. & Klein, T. (1991). Bildung und Familiengründung: Institutionen- versus Niveaueffekt. *Zeitschrift für Bevölkerungsforschung*, 3, (in Druck).
- Coleman, J.S. (1984). Stochastic models for market structures. In A. Dieckmann und P. Mitter (Hrsg.), *Stochastic modelling of social processes*. New York.
- Dieckmann, A. (1990). Der Einfluß schulischer Bildung und die Auswirkungen der Bildungsexpansion auf das Heiratsverhalten. *Zeitschrift für Soziologie*, 265-277.
- Diekmann, A. & Klein, T. (1991a). Bestimmungsgründe des Ehescheidungsrisikos. Eine empirische Untersuchung mit den Daten des sozioökonomischen Panels. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 271-290.
- Diekmann, A. & Klein, T. (1991b). Geschlecht von Kindern und Ehescheidungsrisiko. Manuskript: Universitäten Bern und Konstanz.
- Dixon, R.B. (1971). Explaining cross cultural variations in age at marriage and proportions never marrying. *Population Studies*, 221-223.
- Elder, G.H. (1975). Age differentiation and the life course. *Annual Review of Sociology*, 165-190.
- Goldman, N., Westhoff, Ch. & Hammerslough, F. Ch. (1984). Demography of the marriage market in the United States. *Population Index*, 5-26.
- Hanefeld, U. (1987). Das sozio-ökonomische Panel. Grundlagen und Konzeption. Frankfurt am Main/New York.
- Huinink, J., (1990). Familie und Geburtenentwicklung. In K.U. Mayer (Hrsg.), *Lebensverläufe und sozialer Wandel. Sonderband der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 239-271.
- Jürgens, H.W. und Pohl, K. (1985). Sexualproportion und Heiratsmarkt. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 165-178.
- Keeley, M.C. (1979). An analysis of the age pattern of first marriage. *International Economic Review*, 257-544.
- Klein, T. (1989a). Bildungsexpansion und Geburtenrückgang - Eine kohortenbezogene Analyse zum Einfluß veränderter Bildungsbeteiligung auf die Geburt von Kindern im Lebensverlauf. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 60-80.
- Klein, T. (1990b). Postmaterialismus und generatives Verhalten. *Zeitschrift für Soziologie*, 57-64.
- Klein, T. (1990c). Ehe und Familie: Ein empirischer Beitrag zum Einfluß des Familienstands auf den Kinderwunsch. *Zeitschrift für Familienforschung*, 2 (2), 114-127.
- Klein, T. (1991). "Marriage squeeze" und Heiratsrate. Manuskript: Universität Konstanz.

- Modell, J., Furstenberg Jr., F.F. & Hershberg T. (1976). Social Change and Transitions to Adulthood in Historical Perspective. *Journal of Family History*, 7-32.
- Müller, W. (1985). Mobilitätsforschung und Arbeitsmarkttheorie. In H. Knepl & R. Hujer (Hrsg.), *Mobilitätsprozesse auf dem Arbeitsmarkt* (S. 17-40).
- Neugarten, G.L., Moore, J.W. & Lowe, J.C. (1965). Age norms, age constraints, and adult socialization. *American Journal of Sociology*, 710-771.
- Rendtel, U. (1988). Repräsentativität und Hochrechnung der Datenbasis. In H.-J. Krupp and J. Schupp (Hrsg.), *Lebenslagen im Wandel - Daten 1987* (S. 289-308). Frankfurt am Main/New York.

Anschrift des Verfassers:
Dr. Thomas Klein
Universität Konstanz
Universitätsstraße 10
7750 Konstanz